

A sertésállomány térbeli változása Magyarországon

Fertő Imre,

az MTA Közgazdaság- és
Regionális Tudományi Kutató-
központ Közgazdaság-
tudományi Intézetének tudomá-
nyos tanácsadója, a Kaposvári
Egyetem egyetemi tanára

E-mail: fertő.imre@krtk.mta.hu

Csonka Arnold,

a Kaposvári Egyetem
adjunktusa

E-mail: csonka.arnold@ke.hu

A cikk a magyar sertéstartás területi és szerkezeti átalakulását vizsgálja 2000 és 2010 között. Az elemzés egyrészt a sertésállomány térbeli eloszlásának stabilizálására és a térbeli eloszlás változásában megjelenő konvergenciára, másrészt a járások sertésállomány-nagyság szerinti rangsorának változására és ehhez kapcsolódóan, a területi koncentráció dinamikájára irányul. A szerzők a sertésállomány üzemtípus szerinti változását is vizsgálják. Eredményeik szerint a sertésállomány térszerkezetére a vizsgált időszakban egymással ellentétes erők hatottak, a konvergencia és az egyenlőtlenségek erősödése egyaránt jellemző volt a sertéslétszám járásonkénti változására. Számításaik rámutatnak arra, hogy a jelentős szerkezeti változásoknak a sertéságazatban vannak területi vonatkozásai és ezáltal fontos szakpolitikai, terület- és vidékfejlesztési, illetve társadalmi következményei is. A területi összefüggések mélyebb megismerésére további kutatásokra van szükség.

TÁRGYSZÓ:

Területi elemzés.

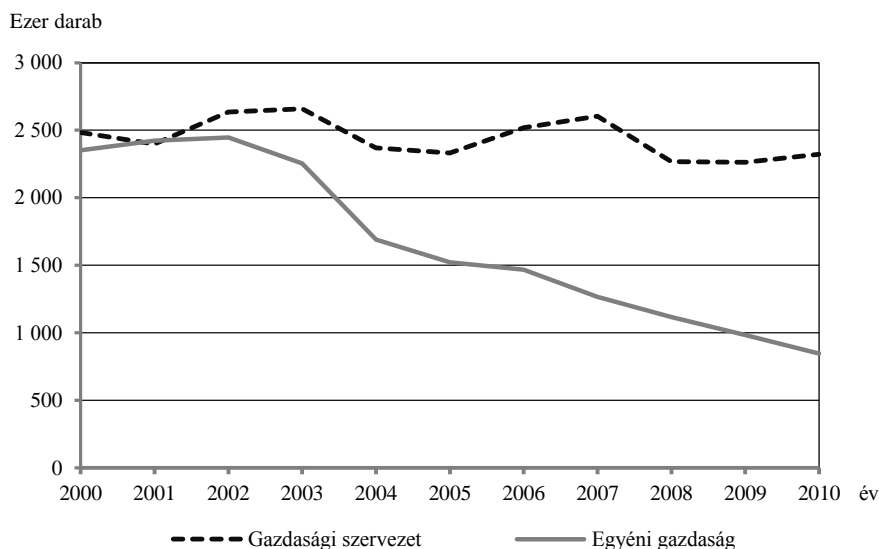
Sertés.

Koncentráció.

DOI: 10.20311/stat2016.07.hu0757

A XXI. század első tíz éve a magyarországi sertéstenyésztés számára a pozícióvesztés és a gyors ütemű szerkezeti átalakulás időszaka volt: 2000 és 2010 között a hazai sertésállomány 34,5 százalékkal (*KSH* [2016]), a sertéstartó gazdaságok száma 62,5 százalékkal csökkent (*Eurostat* [2015]). Ezzel párhuzamosan erőteljesen romlott az élősértés külkereskedelmi forgalmának egyenlege is. Az állatlétszám csökkenésének és a gazdaságszám visszaesésének arányaiból azonban érzékelhető, hogy a változások nem csak a sertéstartás volumenét érintették. Az ágazati szerkezetváltozás egyik fontos jellemzője a sertésállomány üzemtípusok szerinti megoszlásának átrendeződése volt. Az ágazatból ugyanis döntő részben az egyéni gazdaságok szorultak ki, a gazdasági szervezeteknél tartott sertések száma csak csekély mértékben (mindössze hat százalékkal) csökkent. (Lásd az 1. ábrát.)

1. ábra. A sertésállomány alakulása mezőgazdasági üzemtípusonként, 2000–2010



Forrás: *KSH* [2016] alapján saját szerkesztés.

A két üzemtípus közötti arányeltolódás jól jellemzi az üzemméret, valamint ehhez kapcsolódóan a természetes hatékonyság és a technológiai színvonal gazdasági jelentőségének felértékelődését, különösen az Európai Unióhoz való csatlakozást követően. A hazai publikációk egy része (lásd *Nagyné Pércsi* [2004], *Balogh et al.* [2009]) a magyar sertésvertikum általános versenyhátrányaként nevezi meg üzemstruktúra

elaprózottságát és alacsony szintű koncentrációját, valamint a vertikális és a horizontális integráció hiányát. *Bartha* [2009] ugyanakkor kiemeli, hogy a hazai sertéstartásban egyszerre van jelen a koncentrálttság és a szétaprózodottság. *Bakucs–Márkus* [2010] rámutatnak, hogy ez a szélsőségesen duális szerkezet egyrészt igen szoros összefüggést mutat az átlagos állatállomány-méret üzemtípus szerinti megoszlásával (az egyéni gazdaságok körében két nagyságrenddel kisebb, mint a gazdasági szervezeteknél), másrészt az üzemek természetes hatékonyságának és technológiai színvonalának heterogenitását is magyarázza (*Nyárs* [2009], *Udovecz–Nyárs* [2009]).

Ilyen feltételek mellett törvényszerű, hogy a természetes piaci mechanizmusok 2000 és 2010 között – elsődlegesen az ágazat kisüzemi szegmensében – a koncentráció (és feltételezésünk szerint a konvergencia) irányába hatottak. Ezt a folyamatot üzemtípusonként részletesen elemezte *Harangi-Rákos* [2013], *Harangi-Rákos–Szabó* [2012], valamint – elsősorban a mangalicaszegmensre összpontosítva és részben az intenzív sertéstartásra kitekintve – *Pocsai* [2014] is. E kutatások alapvetően üzemsorosan vizsgálták az ágazat koncentrációját és annak dinamikáját. A koncentráció területi dimenzióját pedig nem, vagy csak marginálisan vették figyelembe.

A gazdasági folyamatok térbeli dimenziójának jelentősége egyre nő, amelyet a közgazdasági modellekben, elemzésekben sem hagyhatunk figyelmen kívül (lásd *Dusek* [2013], illetve *Varga* [2009]). Nem képeznek ez alól kivételt a mezőgazdasági ágazatok sem (lásd *Bakucs–Fertő* [2007] és *Fertő* [2007]). A sertésszektor térbeli koncentrációjának vizsgálatára, valamint a sertésállomány térszerkezetét befolyásoló tényezők feltárására ugyanakkor nemzetközi szinten is viszonylag kevés kutatás irányul. Ezek közül példaként említhetők az Egyesült Államok sertéságazatára vonatkozóan *Hubbel–Welsh* [1998], *Roe–Irwin–Sharp* [2002], illetve *Welsh–Hubbel–Carpentier* [2003], míg az európai országok tekintetében *Larue–Abildtrup–Schmitt* [2011] és *Gaigné et al.* [2012] munkái. A kelet-közép-európai régióról, ezen belül Magyarországról azonban nincsenek a témában elérhető kutatási eredmények.

Jelen cikk ezt a hiányt kívánja pótolni. Kutatásunkban két kérdésre koncentrálnunk. Egyrészt, megvizsgáljuk, hogy mennyire stabil a sertésállomány térbeli eloszlása Magyarországon, továbbá azt, hogy a térbeli eloszlás változásában megjelentek-e a konvergencia jelei. Másrészt szemügyre vesszük, hogy miként változott a sertésállomány térbeli koncentrálttsága és a járássok sertésállomány-nagyság szerinti rangsora 2000 és 2010 között.

A térbeli eloszlással kapcsolatos vizsgálatainkat üzemtípusonként az egyéni gazdaságokban és a mezőgazdasági társaságokban tartott sertésállományra külön-külön is elvégeztük. Ennek több oka is van. *Bakucs–Márkus* [2010] szerint a gazdálkodási formák az ágazaton belüli üzemméret-különbségeket is tükrözik. Az egyéni gazdaságokhoz ugyanis többnyire a kisüzemi sertéstartás kapcsolható, míg a gazdasági szervezetek a közép- és nagyüzemi szegmens indikátoraként foghatók fel. Ezt közvetve alátámasztják az AKI (Agrárgazdasági Kutató Intézet) Tesztüzemi Információs

Rendszerének adatai (AKI [2016]) is: 2010-ben a társas sertéstartó gazdaságok átlagos nettó értékesítési árbevétele 473 százalékkal haladta meg az árutermelő egyéni sertéstartó gazdaságokét. Megjegyezzük, hogy ez az arány azóta sem csökkent, 2014-ben meghaladta a 750 százalékot. Szintén bizonyított, hogy a két üzemtípust jelentősen eltérő technológiai fejlettség és eszközstruktúra jellemzi (Ábel–Hegedűsné Baranyai [2014]). Részben ebből következik, hogy az egyéni gazdaságokra munka-intenzívebb technológia jellemző. Száz számosállatra vetítve, 2010-ben az egyéni gazdaságok munkaerő-állománya 4,53 éves munkaerőegység volt, míg a társas gazdaságoké 2,49 (AKI [2016]). Feltételezzük azt is, hogy az egyéni gazdaságok szabad telephelyválasztását több tényező korlátozza, mint a mezőgazdasági társaságokét.

1. Felhasznált adatok

Az elemzés a KSH tájékoztatási adatbázisán keresztül elérhető (KSH [2015]), 2014-es településszerkezetbe rendezett, éves településstatistikai adatokon (továbbiakban T-STAR adatbázis) alapul. A T-STAR adatbázisból két időszakra (2000-re, illetve 2010-re), településsorosan töltöttük le a következő panelváltozókat: 1. egyéni gazdaságok sertésállománya (darab) és 2. gazdasági szervezetek sertésállománya (darab), majd e kettő összegzésével határoztuk meg származtatott változónkat: 3. összes gazdaság sertésállománya (darab).

Szintén a T-STAR adatbázisból vált elérhetővé a települések járási besorolását tartalmazó változó, amely segítségével a településszintű adatokat járási szintre aggregáltuk. Így az elemzés alapjául szolgáló saját adatbázisunkban a járások szolgálták megfigyelési egységként ($N = 175$). A vizsgálatba nem vontuk be a fővárost, illetve annak kerületeit. A járási szint alkalmazása mellett a már korábban említett, Dániára és Franciaországra vonatkozó szakirodalmi előzmények (Larue–Abildtrup–Schmitt [2011] és Gaigné et al. [2012]) alapján döntöttünk: mindkét kutatásban LAU1 (járási) szintű megfigyelési egységeket alkalmaztak. Véleményünk szerint a vizsgálatunk szempontjából a kistérségi szint alkalmazásához képest nem okoz „többlet” torzító hatást, hogy a járások csak 2013-ban, a vizsgált időszakot követően kerültek kialakításra. E feltételezésünknek két alapja van. Egyrészt, a korábban alkalmazott kistérségi struktúra (pontosabban: struktúrák) is önkényes közigazgatási felosztás eredményeként alakult(ak) ki, nem a természetes földrajzi homogenitás vagy a történelmi tradíciók által meghatározott határvonalak alapján. Másrészt, a vizsgált időszakra esett a kistérségi felosztás átalakítása. Ebből fakadóan két különböző kistérségi besorolás volt érvényben az első (2000), illetve a második megfigyelési évben (2010).

2. Alkalmazott módszertan

Először a sertésállomány térbeli eloszlásának stabilitására koncentrálnak a vizsgált időszak alatt, ennek két formáját megkülönböztetve: a sertésállomány térbeli eloszlásának stabilitása az adott periódusban 1. általában véve, illetve 2. az adott járásban.

Az első típusú stabilitást többféleképpen vizsgáljuk. Kernel-féle sűrűségfüggvények segítségével összehasonlítjuk a sertésállomány térbeli eloszlását, majd Wilcoxon-féle rangösszegpróbával teszteljük, hogy a változások vajon időben szignifikánsak-e. Továbbá azt is tanulmányozzuk, hogy a sertésszám térben konvergál/divergál-e. A konvergenciával foglalkozó, fejlettségi, jövedelmi mutatókra koncentrálnak irodalom béta- és szigma-konvergenciát különböztet meg. Az utóbbi a vizsgált változó térbeli szórásának (vagyis a területi egységek közötti egyenlőtlenség) időbeli csökkenését fejezi ki. A béta-konvergencia ezzel szemben a térben és időben vizsgált változó kiinduló értéke és növekedési üteme közötti negatív korrelációt jelenti (lásd *Nemes Nagy* [2011]). A béta-konvergencia érvényesülését nem feltétlenül kíséri szigma-konvergencia (*Young-Higgins-Levy* [2008]). Mivel csak két időpontot tudunk összehasonlítani, ezért a béta-konvergencia becsléséhez galtoni regressziót alkalmazunk minden üzemtípusra:

$$S_i^{t_2} = \alpha_i + \beta_i S_i^{t_1} + \varepsilon_i, \quad /1/$$

ahol t_1 és t_2 felső indexek a kezdő és a végső évet jelölik. A függő változó ($S_i^{t_2}$) a sertésállomány t_2 időpontban i járásban. A független változó ($S_i^{t_1}$) a sertésállomány t_1 kezdőévben, i járásban; α és β a standard lineáris regresszió paraméterei és ε a reziduális tag. A regresszió mögött meghúzódó megfontolás az, hogy ha $\beta = 1$, akkor a sertésállomány eloszlása változatlan t_1 és t_2 periódus között. Ha $\beta > 1$, divergenciáról beszélhetünk, azaz azokban a járásokban, ahol t_1 kezdőévben nagy volt az állatlétszám, ott t_2 -re még nagyobb lett, míg az eredetileg alacsony sertésszámmal jellemezhető járásokban épp fordítva. Ha $0 < \beta < 1$, akkor béta-konvergenciát figyelhetünk meg: a t_1 kezdőévben nagy sertésállománnyal rendelkező járásokban t_2 -re csökkent a sertések száma, míg a kis állatlétszámúakban növekedett. *Dalum-Laurson-Villumsen* [1998] rámutatnak arra, hogy $\beta < 1$ nem szükséges feltétele a szigma-konvergenciának. Ezért a szerzők, *Cantwell* [1989] munkáját követve úgy érvelnek, hogy kimutatható:

$$\sigma_i^{2t_2} / \sigma_i^{2t_1} = \beta_i^2 / r_i^2, \text{ ezért, } \sigma_i^{t_2} / \sigma_i^{t_1} = |\beta_i| / |r_i|, \quad /2/$$

ahol r a korrelációs koefficiens a regressziós egyenletből és σ^2 a függő változó variációját. A /2/ egyenletből következik, hogy egy eloszlás szerkezete változatlan, ha $\Delta G(v) = \beta = r$. Ha $\beta > r$, akkor szigma-divergenciáról, míg $\beta < r$ esetén szigma-konvergenciáról beszélhetünk.

A második típusú stabilitás elemzése során a külkereskedelem specializációjával és a területi konvergenciával foglalkozó kutatásokhoz hasonlóan (például Fertő [2006], Fertő–Varga [2014]) Markov-mátrixokat alkalmazunk a sertésállomány térbeli mobilitásának meghatározására. A járásokat a sertésállomány nagysága szerint kvartilisekbe soroljuk, és a mátrixok segítségével annak az esélyét vizsgáljuk, hogy egy járás ugyanabban a kvartilisben maradt-e, vagy rontott/javított a pozícióján 2010-re 2000-hez képest. A mobilitás mezőgazdasági üzemtípusonkénti összehasonlítását mobilitási indexek segítségével végezzük.

Az első indexszel (M_1 , lásd Shorrocks [1978]) az átmeneti valószínűségi mátrixoknál annak a valószínűségét vizsgáljuk, hogy „minden a helyén marad”:

$$M_1 = \frac{K - \text{tr}(P)}{K - 1}, \quad /3a/$$

ahol K a cellák száma, P az átmeneti valószínűségi mátrix és tr a P főátlóbeli elemek összege.

A második index (M_2 ; lásd Shorrocks [1978] és Geweke–Marshall–Zarkin [1986]) az átmeneti valószínűségi mátrixok determinánsára (\det) koncentrál.

$$M_2 = 1 - \det(P) \quad /3b/$$

Mindkét indexnél a magasabb értékek nagyobb mobilitásra utalnak, míg a nulla a tökéletes immobilitást mutatja.

A sertésállomány térbeli koncentrációjának elemzéséhez először Gini-koefficienseket és Herfindahl–Hirschman-indexeket használunk. Majd Lorenz-görbék segítségével ábrázoljuk a koncentráció változásait. Végezetül a Jenkins–Van Kerm [2006] által javasolt dekompozíciós eljárást alkalmazzuk. A szerzők az egyparaméterű Gini-index ($G(v)$) változásának meghatározására a következő módszert javasolják.

$$\Delta G(v) = R(v) - P(v), \quad /4/$$

$$\text{ahol } R(v) = G_0(v) - G_1^0(v) \quad /5/$$

$$\text{és } P(v) = G_1(v) - G_1^0(v). \quad /6/$$

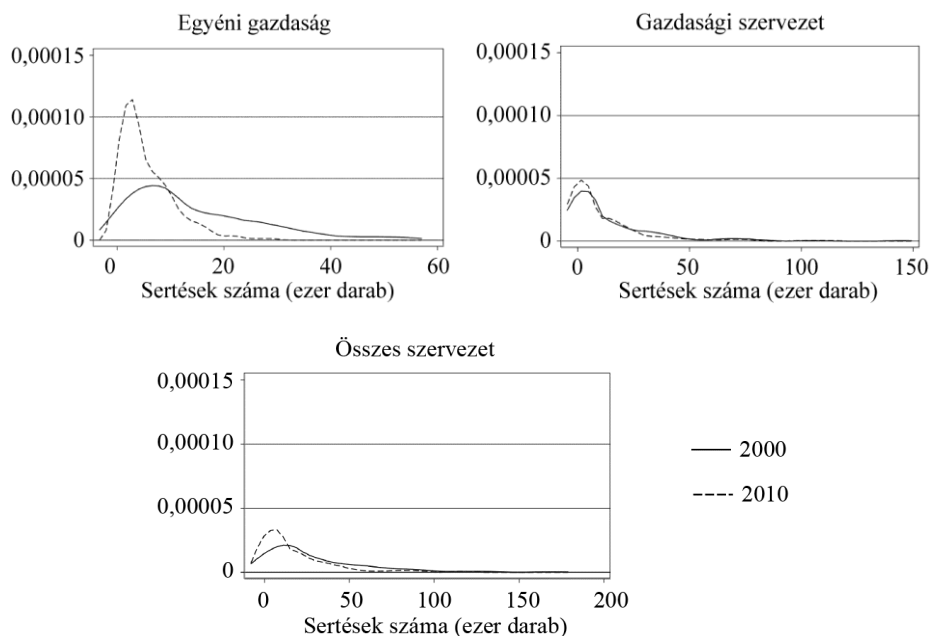
$G_1^0(v)$ az általánosított Gini koncentrációs index az első évben a nulladik év rangsorával számolva. $P(v)$ értékét a sertésállomány progresszivitásának mérőszámaként, míg $R(v)$ -ét az újrarangsorolás (esetünkben a járások 2010. évi sertésállomány-nagyság szerinti újrarangsorolása 2000-hez képest) alapján kifejezett mobilitási indexként értelmezhetjük. A /4/ egyenlet így azt fejezi ki, hogy a sertésállomány területi eloszlásának egyenlőtlensége progresszív a sertésállomány-növekedéssel feltéve, hogy nem ellensúlyozza egyidejű mobilitás. Ha a sertések száma nő két időpont között, és a $P(v)$ értéke nagyobb nullánál, a sertésállomány jobban koncentrálődik a „szegény” (kisebb sertésállománnyal rendelkező), mint a „gazdag” (nagyobb sertésállományt bíró) területi egységekre. Ezt hívják a szegényeket segítő növekedésnek (pro-poor growth). Ha $P(v)$ értéke viszont kisebb nullánál, akkor a sertésállomány-növekedés a „szegény” egységekhez képest erőteljesebben összpontosul a „gazdagokra”.

3. Eredmények

A sertésállomány térbeli eloszlásának stabilitása. A sertésállomány térbeli eloszlását a Kernel-féle sűrűségfüggvénnyel ábrázolhatjuk. A 2. ábrán a görbék, amelyek alakja aszimmetrikus, jobbra elnyúló mindkét évben, 2000-hez képest 2010-re felfelé tolódtak: mezőgazdasági üzemtípustól függetlenül a sertésállomány-eloszlás hegye magasabb és meredekebb lett. Az eltolódás leglátványosabb az egyéni gazdaságok esetén: a kezdőidőponthoz képest a vizsgált időszak végén a területi egységek szorosabban és nagyobb valószínűséggel „csoportosultak” a módusz köré. Ez a változás konvergenciára utalhat. A gazdasági szervezeteket, illetve az összes gazdaságot vizsgálva az eltolódás lényegesen kisebb mértékű volt.

Annak érdekében, hogy értékelni tudjuk a jelzett változások statisztikai szignifikanciáját, kétoldalú Wilcoxon-féle rangösszegpróbát hajtottunk végre. Nullhipotézisünk az volt, hogy nincs eltérés a sertésállomány bázisévi (2000-es) és 2010. évi térbeli eloszlása között. Eredményeink szerint azonban ez ötszázalékos konfidenciaszinten – függetlenül a mezőgazdasági üzemek típusától – elvethető. A kétoldalú Wilcoxon-féle rangösszegpróbával ugyanis a KSH [2015] adatai alapján a következő p értékeket becsültük: egyéni gazdaságok $-0,0000$; gazdasági szervezetek $-0,0005$; összes gazdaság $-0,0000$.

2. ábra. A sertésállomány Kernel-féle sűrűségfüggvénye mezőgazdasági üzemtípusonként, 2000 és 2010



Forrás: Itt és a további ábráknál, illetve táblázatoknál saját becslés a KSH [2015] alapján.

Mind a Kernel-féle sűrűségbecslés, mind a rangösszegpróba szerint tehát az a következtetés vonható le, hogy a vizsgált időszak alatt a sertésállomány térbeli eloszlása megváltozott. Kérdés, hogy ez milyen hatást gyakorolt a területi egyenlőtlenségekre, illetve koncentrációra. A területi folyamatok konvergens vagy divergens jellegére galtoni regressziószámítás segítségével következtettünk. Eszerint a sertésállomány térbeli eloszlása mindegyik mezőgazdasági üzemtípus esetén béta-konvergenciát mutat, vagyis a járások sertésállományának változása negatív korrelációs kapcsolatban van a kezdeti sertéslétszámmal. (Lásd az 1. táblázatot.)

Becsléseink szerint szigma-konvergenciát tapasztalhatunk az egyéni gazdaságok és az összes gazdaság esetében, míg a gazdasági szervezeteknél szigma-divergencia figyelhető meg. Ez alapján feltételezhetjük, hogy az egyéni gazdaságok sertésállományára jellemző csökkenés kevésbé „sújtotta” a vizsgált időszak elején kisebb sertéslétszámmal rendelkező járásokat, ami e gazdaságok körében és a teljes sertésállományt tekintve is a térbeli különbségek csökkenése irányába hatott. A szigma-divergencia viszont a gazdasági társaságok esetében arra utal, hogy a krízisidőszak ennél az üzemtípusnál kevésbé a területi kiegyenlítődést, sokkal inkább a területi egységek sertésállomány szerinti rangsorának átrendeződését eredményezte.

1. táblázat

A sertésállomány változása – a galtoni regressziószámítások eredményei

Paraméter	Egyéni gazdaság	Gazdasági szervezet	Összes gazdaság
β	0,392***	0,841***	0,717***
Konstans	-54,567	633,133	-2,3e+03
N	175	175	175
R^2	0,886	0,574	0,636
β/r	0,416	1,110	0,899
$F(H_0 : \beta = 1)$	0,000	0,0044	0,000
$F(H_0 : \beta = 0)$	0,000	0,000	0,000

*** 5 százalékos konfidenciaszinten elvethető a nullhipotézis.

Megjegyzés. Az utolsó két sor paramétere a zárójelben szereplő nullhipotézisre vonatkozó F -teszt szignifikanciaszintjét jelöli.

A járások sertésállomány szerinti, üzemtípusonként bontott rangsorában végbement változásokról a Markov-mátrixok adnak részletes képet. (Lásd a 2–4. táblázatokat.)

2. táblázat

A járások Markov-mátrixa az egyéni gazdaságoknál tartott sertésállomány szerint, 2000/2010 (százalék)

Járások sertésállomány szerinti kvartilise	Járások sertésállomány szerinti kvartilise				Összesen
	Q1	Q2	Q3	Q4	
Q1	77,27	22,73	0,00	0,00	100,00
Q2	22,73	70,45	6,82	0,00	100,00
Q3	0,00	6,82	75,00	18,18	100,00
Q4	0,00	0,00	18,60	81,40	100,00
Összesen	25,14	25,14	25,14	24,57	100,00

Megjegyzés. Itt és a 3., illetve 4. táblázatban a Q (quartile) kvartilist jelöl, 1 a legalsót, 4 a legfelsőt.

A 2. táblázat átlójában szereplő értékek azt mutatják, hogy egyéni gazdaságok esetén a járások sertésállomány szerinti kvartiliseinek összetétele lényegesen nem változott a bázisidőszakra a tárgyidőszakra. A legjelentősebb átrendeződés (kvartilisenként 22,73 százalék) a rangsor alsó felében (az első és a második kvartilis között) történt. A legtöbb járás (81,4%) a Q4 kvartilisben (a rangsor felső negyedében) volt képes megőrizni bá-

zsidószaki pozícióját. A kvartilisek közötti átjárhatóságban töréspontot képez a medián környéke: Q2 és Q3 között negyedenként a járásoknak csak mindössze 6,82 százaléka „cserélt helyet”. Megfigyelhető, hogy ennél az üzemtípusnál a járások legfeljebb egy kvartilissel kerültek az állományi rangsorban feljebb vagy lejjebb, a nem „szomszédos” negyedek között nem volt átjárás. Ez a jelenség jól mutatja az egyéni gazdaságok sertésállományának földrajzi kötöttségét, a térbeli mobilitás korlátozottságát.

3. táblázat

*A járások Markov-mátrixa a gazdasági szervezeteknél
tartott sertésállomány szerint, 2000/2010
(százalék)*

Jársók sertésállomány szerinti kvartilise	Jársók sertésállomány szerinti kvartilise				Összesen
	Q1	Q2	Q3	Q4	
Q1	63,64	25,00	6,82	4,55	100,00
Q2	29,55	52,27	9,09	9,09	100,00
Q3	6,82	15,91	61,36	15,91	100,00
Q4	0,00	6,98	23,26	69,77	100,00
Összesen	25,14	25,14	25,14	24,57	100,00

Megjegyzés. Itt és a következő táblázatnál a 100,00-tól való eltérés kerekítésből adódik.

4. táblázat

*A járások Markov-mátrixa a teljes sertésállomány szerint, 2000/2010
(százalék)*

Jársók sertésállomány szerinti kvartilise	Jársók sertésállomány szerinti kvartilise				Összesen
	Q1	Q2	Q3	Q4	
Q1	77,27	20,45	2,27	0,00	100,00
Q2	18,18	56,82	15,91	9,09	100,00
Q3	2,27	20,45	68,18	9,09	100,00
Q4	2,33	2,33	13,95	81,40	100,00
Összesen	25,14	25,14	25,14	24,57	100,00

A gazdasági szervezetek sertésállományának területi rangsorában az egyéni gazdaságokénál lényegesen nagyobb változások zajlottak le 2000 és 2010 között. A 3. táblázat átlóinak értékei alacsonyabbak, mint a 2. táblázat hasonló értékei. A kvartilisek közötti átjárás nem csak az egymással „szomszédos” negyedekre korláto-

zódott, tehát a gazdasági szervezetek sertésállományában jelentős térbeli átrendeződés ment végbe a vizsgált időszakban.

A teljes állományra vonatkozó Markov-mátrixban vegyesen, egymást gyengítve jelennek meg az egyes üzemtípusoknál ismertett sajátosságok. (Lásd a 4. táblázatot.)

A Markov-mátrixok elemzése során leírtakat erősítik a mobilitási indexek is, amelyek szintén azt mutatják, hogy az egyéni gazdaságok esetében kisebb volt a térbeli mobilitás, mint a gazdasági szervezeteknél. (Lásd az 5. táblázatot.)

5. táblázat

A sertésállomány térbeli mobilitási indexei

Index	Egyéni gazdaság	Gazdasági társaság	Összes gazdaság
M1	0,320	0,510	0,388
M2	0,345	0,541	0,415

A sertésállomány térbeli koncentrációja. Mind a Herfindahl–Hirschman-indexek, mind a Gini-koefficiensek bizonyítják, hogy a sertésállomány térbeli koncentrációja a vizsgált időszakban mezőgazdasági üzemtípustól függetlenül növekedett. (Lásd a 6. táblázatot.) Számításaink arra is felhívják a figyelmet, hogy a gazdasági szervezetek sertésállományának koncentrálttsága mindkét időpontban jelentősebb volt, mint az egyéni gazdaságoké. A két koncentrációs mutató közötti nagyságrendi eltérés alapján megállapítható, hogy ugyan jelentős (és a vizsgált időszak során erősödő) területi egyenlőtlenségeket tapasztalhattunk a sertésállomány eloszlásában, a legnagyobb sertéslétszámmal rendelkező járárok csak kis „szeletét” fedték le az országos egyedszámnak (például a járásonkénti részesedés bázisidőszaki maximuma mindössze 3,39 százalék volt).

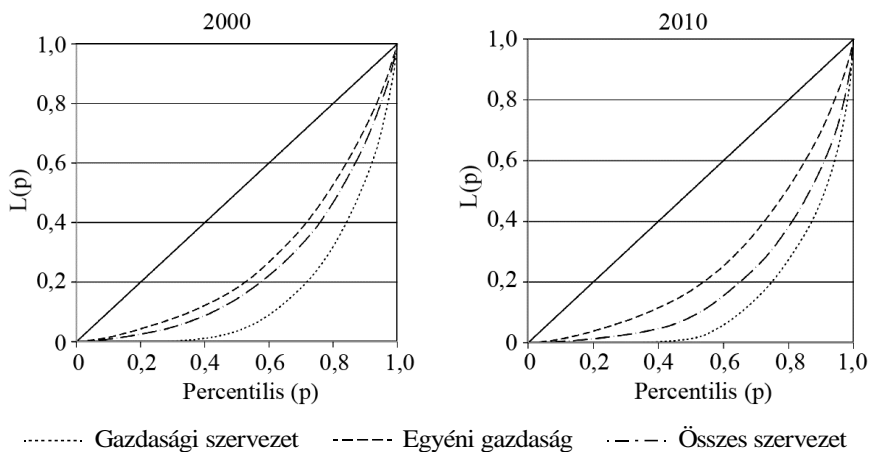
6. táblázat

A sertésállomány térbeli koncentrálttsága, 2000 és 2010

Mutató	2000			2010		
	Egyéni gazdaság	Gazdasági szervezet	Összes gazdaság	Egyéni gazdaság	Gazdasági szervezet	Összes gazdaság
Herfindahl–Hirschman-index	0,0096	0,0186	0,0115	0,0102	0,0260	0,0173
Gini-koefficiens	0,441	0,678	0,509	0,459	0,727	0,607

A Lorenz-görbék megerősítik a koncentrációs indexeken alapuló számításaink eredményeit. (Lásd a 3. ábrát.)

3. ábra. Lorenz-görbék mezőgazdasági üzemtípusonként, 2000 és 2010



7. táblázat

A térbeli koncentráció dekompozíciója, 2000–2010

Mutató	Egyéni gazdaságok	Gazdasági társaságok	Összes gazdaság
Kezdeti Gini-koefficiens	0,441	0,678	0,509
Végső Gini-koefficiens	0,459	0,727	0,607
Változás	0,018	0,049	0,098
<i>R</i> -komponens	0,017	0,150	0,075
<i>P</i> -komponens	-0,001	0,101	-0,023
Gini-koefficiens változása százalékban	4,1	7,2	19,2
<i>R</i> -komponens a kezdeti Gini-koefficiens százalékában	3,9	22,1	14,7
<i>P</i> -komponens a kezdeti Gini-koefficiens százalékában	-0,2	14,9	-4,5

A 7. táblázat alátámasztja, hogy a sertésállomány térbeli koncentrációja mögött üzemtípusonként eltérő folyamatok játszódtak le. Az egyéni gazdaságok és az összes gazdaság esetében a *P*-komponens értéke negatív, ami arra utal, hogy a változások inkább a kezdetben nagyobb sertésállománnyal rendelkező járásokra koncentráálódtak. A gazdasági szervezeteknél a pozitív *P*-komponens viszont azt jelzi, hogy a változások inkább az alacsonyabb sertéssűrűségű járásokat jellemezték. Érdekes felhívni a figyelmet arra, hogy a *P*-komponens értéke a gazdasági társaságoknál nagyságrendileg nagyobb, mint az egyéni gazdaságok esetében, ami erőteljesebb térbeli átrendeződésre utal az előbbieknél. A mobilitást mutató *R*-komponens azonban mindegyik esetben meghaladja a *P*-t; különösen az egyéni gazdaságok esetében

tapasztalhatunk jelentős különbséget. A sertésállomány térbeli koncentrációjának növekedése mögött tehát alapvetően a járások sertésállomány-nagyság szerinti újrarangsorolásának egyenlőtlenséget növelő hatása áll. Az egyéni gazdaságok körében azonban mind a Gini-koefficiens, mind az *R*- és a *P*-komponens változása – abszolút értékben kifejezve – lényegesen elmarad a gazdasági szervezetek körében mért értékektől.

4. Következtetések

Magyarország teljes sertésállományára vonatkozó eredményeink szerint 2000 és 2010 között az erőteljes egyedszámcsökkenést a térbeli eloszlás szignifikáns változása kísérte. A változásban fellelhetők a béta- és a szigma-konvergencia, vagyis a területi kiegyenlítődés jelei. Ezzel egyidejűleg viszont a bázisidőszakról a tárgyidőszakra erősödött a térbeli koncentráció is. A koncentráció dinamikáját döntően a járások sertéslétszám szerinti rangsorának átrendeződése határozta meg, ami az egyenlőtlenség növekedését idézte elő. A sertésállomány térszerkezetét tehát kettős természetű átalakulás jellemezte. Egyrészt a sertéslétszám, elsődlegesen a nagyobb kezdeti állománnyal rendelkező járásokat érintve (lásd negatív *P*-komponens, béta- és szigma-konvergencia), csökkent. Ez a folyamat természetesen szűkítette a járásonkénti sertéslétszám maximumát, ezáltal szórását is, amit (egyfajta) konvergenciaként értelmezhetünk. Másrészt a járásonkénti sertéslétszám „szűkebb terjedelmén” belül a területi egyenlőtlenséget erősítő koncentrációs folyamat zajlott le, amelyet a területi egységek rangsor-átrendeződése is kísért.

A térszerkezet átalakulásának kettős természete még inkább szembeötlővé válik az üzemtípusok összevetésével. A sertésállomány csökkenése elsődlegesen az egyéni sertéstartókat érintette, és ez esetükben határozottan a területi konvergencia (még hozzá együttes béta- és szigma-konvergencia) irányába hatott. A területi egyenlőtlenség és koncentráció erősödése nem volt számottevő, és a területi mobilitás is korlátozottan érvényesült ennél az üzemtípusnál. A krízis által kevésbé sújtott gazdasági szervezetek körében ehhez képest a sertésállomány területi mobilitása lényegesen nagyobb volt a vizsgált időszakban, amihez egyben nagyobb koncentrációnövekedés, valamint területi újrarangsorolás is társult. Ezt jól mutatja, hogy a gazdasági szervezetek sertésállományának térszerkezeti dinamikáját – béta-konvergencia megléte mellett is – szigma-divergencia, az egyenlőtlenségek növekedése jellemezte. Némi egyszerűsítéssel megállapíthatjuk, hogy az egyéni gazdaságok jelenléte a területi eloszlás stabilitását és konvergenciáját segítette elő, míg a gazdasági szervezetek a területi mobilitás, a koncentráció és az újrarangsorolás folyamatát indikálták.

Eredményeink szerint a vizsgált krízisidőszakban a sertésállomány térszerkezetére egymással ellentétes erők hatottak, a konvergencia és az egyenlőtlenségek erősödésének jelei egyszerre jelentek meg a sertésállomány területi mozgásában. A kettősség részben visszavezethető a sertéstartók „két világára”: az egyéni sertéstartók és a gazdasági szervezetek térszerkezeti jellemzőiben és dinamikájában ugyanis számos eltérés tapasztalható. E különbségek a vizsgált időszak folyamán sem mérséklődtek.

A kutatás eredményei rámutatnak, hogy a markáns szerkezeti változásoknak a sertéságazatban is szignifikáns területi vonatkozásai és ezáltal szakpolitikai, terület- és vidékfejlesztési, valamint társadalmi következményei is vannak. A hazai sertéstartás bővítésére, kiemelten az egyéni és családi sertéstartó gazdaságok fejlesztésére irányuló jelenlegi szakpolitikai törekvések társadalmi eredményességét és hatékonyságát nagymértékben javíthatja a területi dimenzió figyelembe vétele. A járásközi egyenlőtlenséget növelő koncentrációs folyamatok a sertéstartás olyan természetes területi agglomerációit és klasztereit hozzák létre, amelyeken belül (más térségekhez képest) jelentősen kedvezőbbek a sertéstartás gazdasági és társadalmi feltételei. Ezeknek a természetes sertéstartó agglomerációknak és klasztereknek a tudatos fejlesztése pedig az ún. „kisugárzó” (spillover) hatáson keresztül az agglomeráción kívül eső, de azzal szomszédos járáásokban is javíthatja a sertéstartás feltételeit. Ebből fakadóan érdemes e területi összefüggések mélyebb megismerésére további kutatásokat, térökonometriai elemzéseket végezni.

Korábban már említettük a mesterséges közigazgatási határok alapján kialakított területi megfigyelési egységek alkalmazásának problémáját. Ezért még további, településsoros, illetve gridalapú területi felosztáson alapuló vizsgálatokat lehetne folytatni a témában. Szintén érdekes kutatási témát adhat az itt bemutatott területi változásokat előidéző okok részletesebb feltárása területi regressziós módszerekkel.

Irodalom

- AKI (AGRÁRGAZDASÁGI KUTATÓ INTÉZET) [2016]: *Testületi Információs Rendszer éves adatainak online lekérdező felülete*. https://www.aki.gov.hu/alkalmazasok/fadn_lekerdezo/kiadvany.php
- ÁBEL I. – HEGEDŰSNÉ BARANYAI N. [2014]: *Sertéstartó gazdaságok eszközellátottságának vizsgálata különös tekintettel a beruházásokra*. LVI. Georgikon Napok. Október 2–3. Keszthely. http://napok.georgikon.hu/cikkadatbazis/cikkek-2012/doc_view/171-abel-ildiko-hegedusne-dr-baranyai-nora-a-sertestarto-gazdasagok-eszkozellatottsaganak-vizsgalata-kulonos-tekitettel-a-beruhazasokra
- BAKUCS L. Z. – FERTŐ I. [2007]: A mezőgazdasági árak térbeli integrációja a magyar tejpiacon. *Területi Statisztika*. 10. évf. 5. sz. 410–426. old.
- BAKUCS, L. Z. – MÁRKUS, R. [2010]: *Supply response on the Hungarian pork meat sector*. “Institutions in Transition – Challenges for New Modes of Governance” IAMO Forum. 16–18 June. Halle. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/52698/1/676451969.pdf>

- BALOGH, P. – ERTSEY, I. – FENYVES, V. – NAGY, L. [2009]: Analysis and optimization regarding the activity of a Hungarian pig sales and purchase cooperation. *Studies in Agricultural Economics*. Issue 109. pp. 35–54.
- BARTHA, A. [2009]: A hazai sertéságazat versenypiaci elemzése, különös tekintettel a termelés helyzetére. *Animal welfare, ethology and housing systems*. 5. évf. 4. sz. 488–493. old.
- CANTWELL, J. [1989]: *Technological innovation and multinational corporations*. Blackwell. Oxford.
- DALUM, B. – LAURSEN, K. – VILLUMSEN, G. [1998]: Structural change in OECD export specialisation patterns: De-specialisation and “stickiness”. *International Review of Applied Economics*. Vol. 12. No. 3. pp. 423–443. <http://dx.doi.org/10.1080/026921798000000017>
- DUSEK T. [2013]: *Tér és közgazdaságtan*. L'Harmattan Kft., TIT Kossuth Klub. Budapest.
- ELHORST, J. P. – STRIJKER, D. [2003]: Spatial developments of EU agriculture in the post-war period: The case of wheat and tobacco. *Agricultural Economics Review*. Vol. 4. No. 1. pp. 63–72.
- EUROSTAT [2015]: *Livestock: Number of farms and heads of animals by type of farming (2-digit)*. <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>
- FERTŐ I. – VARGA Á. [2014]: A jóllét területi különbségei Magyarországon: egy lehetséges térségfejlettségi index alkalmazása. *Statistikai Szemle*. 92. évf. 10. sz. 874–891. old.
- FERTŐ, I. [2007]: *Spatial developments of Hungarian agriculture in the transition: The case of crop production*. Discussion paper No. 107. Leibniz Institute of Agricultural Development in Central and Eastern Europe. Halle. <http://www.econstor.eu/handle/10419/28495>
- FERTŐ I. [2006]: *Az agrárkereskedelem átalakulása Magyarországon és a kelet-közép-európai országokban*. KTI könyvek. 8. sz. MTA Közgazdaságtudományi Intézet. Budapest.
- GAIGNÉ, C. – LE GALLO, J. – LARUE, S. – SCHMITT, B. [2012]: Does regulation of manure land application work against agglomeration economies? Theory and evidence from the French hog sector. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 94. No. 1. pp. 116–132. <http://dx.doi.org/10.1093/ajae/aar121>
- GEWEKE, J. – MARSHALL, R. – ZARKIN, G. [1986]: Mobility indices in continuous time Markov chains. *Econometrica*. Vol. 54. No. 5. pp. 1407–1423. <http://dx.doi.org/10.2307/1914306>
- HARANGI-RÁKOS M. [2013]: Gazdaság szerkezet alakulása az EU-ban, különös tekintettel Magyarországra. *Gazdálkodás*. 57. évf. 2. sz. 113–128. old.
- HARANGI-RÁKOS, M. – SZABÓ, G. [2012]: The economic and social role of private farms in Hungarian agriculture. *APSTRACT*. Vol 6. No. 5. pp. 33–41. http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/147411/2/5_Harangi_Szabo_The%20economic_Apstract.pdf
- HUBBEL, B. – WELSH, R. [1998]: An examination of trends in geographic concentration in US hog production, 1974–1996. *Journal of Agricultural and Applied Economics*. Vol. 30. No. 2. pp. 285–299.
- JENKINS, S. P. – VAN KERM, P. [2006]: Trends in income inequality, pro-poor income growth and income mobility. *Oxford Economic Papers*. Vol. 58. No. 3. pp. 531–548. <http://dx.doi.org/10.1093/oeq/gpl014>
- KSH (KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL) [2015]: *Tájékoztatási adatbázis – Területi statisztika*. <http://statinfo.ksh.hu/Stainfo/themeSelector.jsp?page=2&szst=T>
- KSH [2016]: *Állatállomány, december (1995–)*. Budapest. http://www.ksh.hu/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_oma003.html

- LARUE, S. – ABILDTRUP, J. – SCHMITT, B. [2011]: Positive and negative agglomeration externalities: Arbitration in the pig sector. *Spatial Economic Analysis*. Vol. 6. No. 2. pp. 167–183. <http://dx.doi.org/10.1080/17421772.2011.557773>
- NAGYNÉ PÉRCSI, K. [2004]: Structural changes of the Hungarian meat processing industry influencing the quality strategy of the pig sector. *Journal of Central European Agriculture*. Vol. 5. No. 3. pp. 161–168.
- NEMES NAGY J. [2011]: Kvantitatív társadalmi térelemzési eszközök a mai regionális tudományban. *Tér és Társadalom*. 21. évf. 1. sz. 1–19. old.
- NYÁRS L. [2009]: A sertéságazat versenyképessége Magyarországon. *Animal welfare, ethology and housing systems*. 5. évf. 4. sz. 547–557. old.
- POCSAI, K. [2014]: *A mangalicaágazat termékláncának gazdasági elemzése*. Doktori értekezés. Debreceni Egyetem. Debrecen. https://dea.lib.unideb.hu/dea/bitstream/handle/2437/182292/Pocsai_Krisztina_ertekezes-t.pdf?sequence=8&isAllowed=y
- ROE, B. – IRWIN, E. G. – SHARP, J. S. [2002]: Pigs in space: Modeling the spatial structure of hog production in traditional and nontraditional production regions. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 84. No. 2. pp. 259–278. <http://dx.doi.org/10.1111/1467-8276.00296>
- SHORROCKS, A. [1978]: The measurement of mobility. *Econometrica*. Vol. 46. No. 5. pp. 1013–1024. <http://dx.doi.org/10.2307/1911433>
- UDOVECZ, G. – NYÁRS, L. [2009]: A sertéságazat versenyhelyei Magyarországon. *Állattenyésztés és Takarmányozás*. 58. évf. 5. sz. 451–466. old.
- VARGA, A. [2009]: *Térszerkezet és gazdasági növekedés*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- WELSH, R. – HUBBEL, B. – CARPENTIER, C. [2003]: Agro-food system restructuring and the geographic concentration of US swine production. *Environment and Planning A*. Vol. 35. No. 2. pp. 215–229. <http://dx.doi.org/10.1068/a352>
- YOUNG, A. – HIGGINS, M. J. – LEVY, D. [2008]: Sigma convergence versus beta convergence: Evidence from US county-level data. *Journal of Money, Credit and Banking*. Vol. 40. No. 5. pp. 1083–1093. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1538-4616.2008.00148.x>

Summary

The paper investigates the spatial dimension of the structural changes in the Hungarian hog sector between 2000 and 2010. First, the authors focus on spatial stability and the spatial convergence of the hog population at district (LAU1) level. Second, they analyse the spatial mobility and spatial concentration of the hog population. In addition, the impact of farm organizations on the spatial development of the hog sector is also taken into account. The results suggest that the spatial development of the hog population has been affected by two opposite effects during the analysed period: the spatial changes of the pig population can be traced back to both convergence and divergence processes. The authors argue that the strong structural changes reflect significant spatial effects in the hog sector, and these effects have serious consequences on the regional and rural development as well as on social policy. Further research is needed to identify the relationship of spatial dimensions in more details.